

《個人研究（2004 年度～2005 年度）》

長期債格付傾向の時系列・業種間比較
—数量化理論Ⅰ類に基づく人事評価傾向定量化モデルの応用—

萩 原 統 宏☆

Quantification of the long-term bond rating tendency based
on a personnel evaluation model

Motohiro Hagiwara

第 1 章 はじめに

格付は米国で誕生し、投資家が信頼できる投資の基準の一つとして米国で認知度が高まってきた。個々の企業にいくら情報の開示を徹底させても、市場における情報の非対称性を完全に排除することはできない。格付は債券発行企業の信用リスクをはかる重要な指標として、「情報の非対称性を緩和する情報を提供するもの」あるいは「資本市場の効率性の向上をはかるもの」として期待されている。2004 年 6 月、BIS（Bank for International Settlements：国際決済銀行）のバーゼル銀行監督委員会は、いわゆる「バーゼルⅡ合意」として、「自己資本の計測と基準に関する国際的統一化」にかかるバーゼル合意の全面的改訂に関する合意を発表した。バーゼルⅡの合意内容によれば、①リスクベースの最低自己資本比率、②同比率に関する監督上の検証、③情報開示を通じた市場規律の強化を骨子として、自己資本比率の算定に際し、新たにオペレーショナル・リスクもカバーされることとなった。さらに、信用リスクの分析において、銀行のリスク管理能力や業務内容に応じて、標準的手法に加えて、選択的な手法として内部格付手法が準備された。内部格付手法は、貸出先企業ごとに銀行内での審査により行内格付が付与され、格付のランクに応じた債務不履行確率（デフォルト率）に基づいて、信用リスク量が計測されるものである。具体的には、一定の厳格な要件を満たす外部の格付機関などが付与している格付を利用して、リスク・ウェイトを従来以上に細分化し、リスクを正確に反映することを目的としている。このことから、このバーゼルⅡの導入は、格付の重要性を以前に増して高めることになる。バーゼルⅡの導入は決算期の関係により欧米においては 2006 年末に導入が予定されており、我が国においては 2007 年 4 月より完全導入の予定である。この結果、社債を発行できる大企業のみでなく資金調達を行う企業全体に対しても格付の影響が増すことが予想される。

格付に関する定量的研究は多数存在するが、本研究が属する格付の傾向について格付機関の違いによ

☆商学部助教授

る影響および時系列比較を目的とする研究群¹は、格付に関する研究群のうちでは比較的歴史が浅い。本稿は、萩原(2006)において人物評価傾向定量化モデルを援用することによって提示された企業評価モデルを、日本企業の過去 5 年間の長期債務格付データに適用して、時系列分析およびクロスセクション分析を試みる。さらに分析結果を平面上において図示することにより、格付機関の格付評価傾向の相違・変化を視覚的に把握することを容易にする。

格付の決定構造を含む企業評価手法については、定性的、定量的両面から多くの研究群が存在し、格付に関する従来の研究群の中心的な課題であった。これに対して、本研究は企業評価を行う主体である格付機関の格付評価の傾向に注目し、その評価傾向を定量化した上で、比較分析を行う。主な分析側面は、

- (1) 格付機関の評価傾向について、業種間で相違はあるのか
- (2) 格付機関の評価傾向について、業種による影響を受けない傾向は確認できるか

の 2 点である。

格付の決定構造ではなく、いわば「格付機関の格付」について議論することの意義としては、最近では長期債券、短期債券、CPをはじめとして、株式、保険、投資信託など多様な資産あるいは発行体である企業に対して、多様な格付情報が多数の格付機関によって公開されている。このような大量の格付情報が公表される状況、特に一つの資産あるいは企業について多くの格付機関が格付を行っている状況においては、格付情報そのものだけでなくその格付がどの格付機関によるものなのかという情報も重要であると考えられる。このような格付の重要性に鑑みて、格付の利用者が格付機関ごとの評価傾向を容易に比較できる枠組みを提供する目的で、「格付機関の格付」について議論を行うことは、実務的な要請も期待され、有意義であると考えられる。本稿において援用されるモデルは、人事評価傾向定量化モデルを援用したものであり、企業評価における格付機関の評価傾向をパラメータとして組み込む特徴を持つ。このモデルは、評価対象である企業の特性値として格付を数値化したパラメータと、格付機関の評価傾向を表す 2 種類のパラメータ（評価の甘さ・辛さを表すパラメータ、評価のバラツキの大きさを表すパラメータ）によって、評価データを模写しようとするものであるが、格付に対する、対象企業の特性値による影響と、格付機関の評価傾向による影響とを区別して把握することを可能にする。またこのモデルは、構造が簡単であることから、債券格付にとどまらず、実際の市場に存在する多様なカテゴリカルデータおよび連続的な数値データによる評価情報に対して応用が可能である。

本稿の構成として、第 2 章においては、長期債務格付に応用される評価傾向定量化モデルについて記述する。第 3 章において、評価傾向を定義するパラメータの具体的な推定法について説明し、それに基づく分析結果が第 4 章に提示される。最後に第 5 章において、結論が述べられる。

第 2 章 評価傾向定量化モデル²

本研究における格付機関の評価傾向定量化モデルは、 m 社ある格付機関（添え字 i ）が、長期債務格付

¹ 先行研究群として Cantor and Packer (1995)、Kish, Hogan and Olson (1999)、Jewell and Livingston (1999)、Thompson and Vaz (1990) などが挙げられる。その内容については、萩原(2006)に要約されている。また、格付けの決定構造について分析した国内の最近の研究としては、安川ら(1999)、勝田(2004)、安川(2005)が代表的である。

² 山下(2000)第 3 章参照。

を n 社ある被評価企業（添え字 j ）に対して与えていると想定する。格付 x_{ij} は、被評価企業の特性値 d_j を説明変数とし、誤差 e_{ij} を含んだ線形な関係

$$x_{ij} = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (1)$$

によって決定されるとする。ここで格付 x_{ij} は、実際にはカテゴリカルデータであるが、まず表 1 が示すように 0 から 21 までの数値化を行い、さらに式(1)における分析対象となる標本群において平均 0 となる整数値におきかえるという手順により数量化が行われている。格付 x_{ij} は観測可能であるが、特性値 d_j は観測不可能であり推定値にすぎない。線形な関係の定数項 b_i は格付機関ごとに推定される値であり、 b_i が高い（低い）値をとる場合、格付 x_{ij} は高い（低い）値をとる。したがって、 b_i は、格付機関 i による格付評価傾向の甘さ・辛さを表すパラメータと解釈できる。また、係数 c_i が高い（低い）値をとる場合、格付 x_{ij} の散らばりは大きく（小さく）なる。したがって、 c_i は、格付機関 i による格付の散らばりの大きさを表すパラメータと定義できる。そして、格付機関の評価傾向を表す線形関数 f_i

$$x_{ij} = f_i(d_j) = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (2)$$

によって、格付機関ごとの格付評価をモデル化する。

表 1 格付データの数値化

格付 (S&P, JCR, R&I)	格付 (Moody' s)	数値
Aaa	AAA	21
Aa1	AA+	20
Aa2	AA	19
Aa3	AA-	18
A1	A+	17
A2	A	16
A3	A-	15
Baa1	BBB+	14
Baa2	BBB	13
Baa3	BBB-	12
Ba1	BB+	11
Ba2	BB	10
Ba3	BB-	9
B1	B+	8
B2	B	7
B3	B-	6
Caa1	CCC+	5
Caa2	CCC	4
Caa3	CCC-	3
Ca	CC+	2
C	CC	1
D	D	0

第3章 パラメータの推定方法³

格付 x_{ij} は特性値 d_j によってのみ決まるべきであるとする考えに基づき、 d_j を優先して推定することとする。具体的には、まず c_i を1とおいて最小二乗法によりパラメータ b_i 、 d_j を推定し、次にこれらのパラメータ b_i 、 d_j を固定して最小二乗法によって c_i を推定する。すなわち複数のパラメータ群に対して、後述のように2段階の最小二乗推定を行う。

3-1 格付の甘さ・辛さを表すパラメータの推定方法

評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_i を1と置いたもとの、最小二乗法により、評価者の甘さ・辛さを表すパラメータ b_i と被評価企業の特性値 d_j を同時に推定する作業は、具体的には、

$$x_{ij} = \sum_{i=1}^m b_i D_i + \sum_{j=1}^n d_j D_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

D_i : 格付機関 i のダミー変数 D_j : 特性値 d_j のダミー変数

なる線形なモデルのパラメータとして、 b_i 、 d_j を推定することになる。すると、パラメータ b_i 、 d_j は、ダミー変数行列 \mathbf{D} を用いて下記の正規方程式により推定される。

$$\mathbf{b} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}'\mathbf{x} \quad (4)$$

ただし、

\mathbf{b} : b_i と d_j を要素とするパラメータ・ベクトル

$\mathbf{b}' \equiv \mathbf{b}$ の転置ベクトル $= (b_1, \dots, b_m, d_1, \dots, d_n)$

\mathbf{x} : x_{ij} を要素とするベクトル

\mathbf{D} : $(m \times n)$ 行 $(m+n)$ 列のダミー変数行列

$i \times j$ 行において、 i 列と $(i+j)$ 列のみ1で他の列は全て0

上式内 $\mathbf{D}'\mathbf{D}$ は逆行列を持たないため、 \mathbf{D} の最終列と \mathbf{b} の最終要素を除去して正規方程式により最小二乗解を求め、パラメータ・ベクトル \mathbf{b} の除去した要素に対しては河口(1998) P101にあるカテゴリーウェイトの基準化の方法に基づいて数値を与える。

3-2 評価の散らばりの大きさを表すパラメータの推定方法

3-1 において推定された b_i 、 $d_{j\lambda}$ に基づいて、評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_i を最小二乗法に基づいて推定する。具体的には、推定された b_i 、 $d_{j\lambda}$ を説明変数とし、格付 $x_{ij\lambda}$ のパラメータ b_i からの乖離を $v_{ij\lambda}$ として被説明変数とする、

$$v_{ij\lambda} \equiv x_{ij\lambda} - b_i = c_i \cdot d_{j\lambda} + e_{ij\lambda} \quad (5)$$

³ 本章におけるパラメータ推定手順は、山下(2000)第3章、河口(1998)第6章による。

なる回帰モデルに基づいて、最小二乗法によりパラメータ c_i が推定される。この場合、 c_i は下記の正規方程式により推定されることになる。

$$\mathbf{c} = (\mathbf{L}'\mathbf{L})^{-1}\mathbf{L}'\mathbf{v} \quad (6)$$

ここで、

\mathbf{c} : m 次のパラメータ・ベクトル $\mathbf{c} = (c_i)$

\mathbf{L} : $(m \times n)$ 行 m 列のデータ行列

$\{(i-1) \cdot n + j\}$ 行 i 列の要素が d_j で、他の列の要素は全て 0 となる。

\mathbf{v} : 要素数 $(m \times n)$ のベクトル

$i \times j$ 番目の要素は $v_{ij} = x_{ij} - b_i$

以上が 2 段階最小二乗法であるが、交互最小二乗法により、推定された c_i を (3) において初期値として 1 とおいた c_j に代入し、 b_i と c_j を推定し直すことによって、より高い説明力を持つモデルを構築することが可能である。しかし、後述の結果に示されるように 2 段階最小二乗法によって、高い決定係数が得られたため、本研究では交互最小二乗法は行っていない。

推定されたパラメータ b_i と c_i を平面布置することにより、格付機関ごとの評価傾向を視覚的に捉えることができる。格付機関の間で、 b_i と c_i の値を相対比較することによって、例えば、 b_i 大かつ c_i 小 \Rightarrow 寛大化傾向、 b_i 中かつ c_i 小 \Rightarrow 中央化傾向、 b_i 小かつ c_i 小 \Rightarrow 厳格化傾向 などの示唆を導くことが可能になる。また、時間の経過による評価傾向の変化も視覚的に捉えることが出来る。本研究が確認しようとする格付機関ごとの寛大化傾向、中央化傾向、厳格化傾向はすべて、評価が尺度上の特定の位置に集中するものであり、集中の位置によってそれぞれの評価傾向が解釈される。このような評価の集中は、被評価企業の格付と、格付を決定するための観測不可能な真実の特性値との間にずれを生じることになる。

第 4 章 データおよび分析結果

4-1 データ

本研究で使用したデータについて記述する。

(1) 評価機関＝日米の格付機関 4 社：

- ・日本格付研究所（以下「JCR」）
- ・格付投資情報センター（以下「R&I」）
- ・スタンダードアンドプアーズ社（以下「S&P」）
- ・ムーディーズ・ジャパン社（以下「Moody's」）

Fitch Ratings は金融庁の指定格付機関であるが、日本では格付の件数が少ないため除外した。

(2) 格付：各発行体の長期格付（2001 年、2002 年、2003 年、2004 年、2005 年の 9 月末）

長期債格付が存在しない場合、発行体格付を用いた。R&I は長期債格付を公表しておらず、発行体格付しか公表していない。JCR は発行体格付を公表しておらず、長期債格付のみを公表している。S&P は発行体格付のみを公表している。Moody's は発行体格付と長期債格付両方を公表している。しかし、現実には両方の格付を付与している企業の格付で差が生じている企業はなかった 4。

(3) 被評価企業（抽出条件）：

抽出条件として、2001 年～2005 年 9 月末において、同時に 2 社以上の格付機関から格付を取得しているものを抽出した。また、「その他製品」業種は削除した。

(4) 業種区分

- ・パラメータ推定を行う際にデータ数が 30 個以上であること
- ・パラメータ推定を行う際に格付機関ごとのデータ数に偏りがあまりないこと

を条件に、類似業種を統合した結果、

運輸業界（海運＋空運＋陸運）

金融業界（銀行＋証券）

流通業界（卸売＋小売）

電機業界（電気機器）

エネルギー業界（電気＋ガス＋石油＋石炭製品）

の 5 つの業種区分に基づいて、分析を行うこととした。

各年ごとに使用した標本数は以下の通りである。

表 4－1 標本数

	2001	2002	2003	2004	2005
運 輸	90	89	90	88	88
金 融	43	49	56	56	70
流 通	89	81	74	67	58
電 機	58	66	67	85	82
エネルギー	70	73	75	75	76

4－2 分析結果

前節のデータに基づき、3 章の手順によって推定されたパラメータの値に基づき、分析結果の解釈を試みる。推定結果一覧を表 4－3 から表 4－7 に示す。また、パラメータを軸として視覚化したものを、図 4－1 から 4－5 に示す。モデル(3)の説明力を示す修正済 R^2 の値は、最低値が 0.747 であり、安定して高い値となった。b、c の変動、水準に着目して、表 4－3 から表 4－7、図 4－1 から 4－5 から確認でき

る事実を、格付機関別、業界別に一覧表にすると、

表 4-2

		運 輸	金 融	流 通	電 機	エネルギー
JCR	b (レベル)	最も高い。 0 に近づく平均化傾向。	最も高い。 平均化傾向。	最も高い。 0 に近づく平均化傾向。	最も高い。 0 に近づく平均化傾向。	最も高い。 変化無し。
	c (ちらばり)	小さい。 1 に近づく平均化傾向。	大きい。 c の水準も大きく変動。	最も小さい。 より小さくなる傾向。	平均的だが、 より小さくなる傾向。	1 以下から 1 に近づく不安定化・平均化傾向。
R&I	b (レベル)	JCR に次いで高い。 平均化傾向。	JCR に次いで高い。 平均化傾向。	JCR に次いで高い。	JCR に次いで高い。 平均化傾向。	JCR に次いで高い。 平均化傾向。
	c (ちらばり)	1 近辺で平均的。	平均的水準 (1 近辺) からより小さくなる傾向。	平均的水準 (1 近辺) からより大きくなる傾向。	平均的だが、より大きくなる傾向。	1 以下から 1 に近づく不安定化・平均化傾向。
S&P	b (レベル)	最も低位。 平均化傾向。	最も低位。 平均化傾向。	低位安定。 微妙な平均化傾向。	低位安定。 微妙な平均化傾向。	Moody's と同等に低位。 平均化傾向。
	c (ちらばり)	大きい。 変化無し。	最も小さい。 より小さくなる傾向。	1 以上から 1 に近づく安定化・平均化傾向。	1 以上から 1 に近づく安定化・平均化傾向。	大きい。 変化無し。
Moody's	b (レベル)	S&P に次いで格付は低位	S&P に次いで低位。 平均化傾向。	強い上昇・平均化傾向。	強い上昇・平均化傾向。 2005 年は、ほぼ 0。	Moody's と同等に低位。
	c (ちらばり)	1 近辺で平均的。	平均的水準 (1 近辺) からより大きくなる傾向。	平均的。	平均的。	1 以上から 1 以下へ安定化傾向。

4-2-1 業種の影響を受けない傾向

業種の影響を受けない性質として、JCRとR&Iのbはプラス、S&PとMoody'sのbはマイナスであった。これは、実務界においても既に広く知られた事実である、国内の格付機関は海外の格付機関に比べて上位の格付を付与する傾向を、再確認する結果である。また、格付の水準の高い順序として、JCR、R&I、Moody's、S&Pの順である傾向が確認された。

b、c双方について、bは0に、cは1に近づく傾向が多く確認された。これは、格付機関の評価傾向が平均化・同一化しつつあることを示す。この傾向は、格付機関が格付を決定するにあたり、他の格付機関の情報から影響を受けており、つまり、相互作用の可能性があると示唆していると考えられる。

4-2-2 業種の影響を受ける傾向

b、cで表される評価傾向は、多くの業種において大きく変化しないものの、金融業界においてのみ、全ての格付機関について大きな変化が確認された。金融業界の場合、全ての格付機関について、評価傾向に大きな時系列的変動があり、格付情報の含意する内容を解釈することが他の業種に比べて困難であると考えられる。したがって、企業は負債発行企業としての信用リスクについて資金提供者から公正な評価を受ける目的において、常に複数の格付機関から依頼格付を取得しておくことが好ましいと考えられる。

金融業界とは対照的に、b、cで表される評価傾向に時系列的変動が少ない業界、特に運輸業界の場合、格付機関ごとの相対的な位置関係が安定している。このことから、運輸業界に属する企業は、複数の格付機関から格付を取得する意義は、金融業界に比べて少ないと考えられる。

表4-3

運 輸									
	JCR		R&I		S&P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.736	0.925	0.975	1.001	-2.448	1.085	-0.978	0.986	0.912
2002	1.664	0.991	0.949	0.906	-2.241	1.102	-1.089	1.011	0.918
2003	1.635	0.996	0.866	0.934	-2.099	1.057	-1.194	1.030	0.905
2004	1.526	0.984	0.598	0.932	-2.325	1.097	-1.403	1.019	0.905
2005	1.396	0.980	0.420	0.969	-2.064	1.054	-1.084	1.017	0.918

表 4 - 4

金 融									
	JCR		R&I		S&P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.511	1.070	0.885	0.905	-1.625	0.870	-1.205	1.190	0.896
2002	2.298	1.225	1.079	0.917	-1.861	0.949	-1.306	1.009	0.860
2003	2.186	1.034	0.995	1.062	-1.723	0.799	-1.136	1.082	0.840
2004	1.784	1.270	0.707	1.023	-1.310	0.831	-0.950	0.909	0.874
2005	1.356	1.133	0.125	0.813	-0.940	0.737	-0.819	1.206	0.779

表 4 - 5

流 通									
	JCR		R&I		S&P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.136	0.873	0.794	1.019	-1.539	1.108	-2.667	0.980	0.945
2002	2.335	0.886	0.937	0.988	-1.675	1.071	-2.144	1.047	0.948
2003	2.287	0.864	0.989	0.998	-1.504	1.119	-2.158	1.050	0.941
2004	1.941	0.860	0.821	1.025	-1.514	1.086	-1.548	0.958	0.924
2005	1.926	0.834	0.542	1.148	-1.392	0.977	-1.135	0.984	0.935

表 4 - 6

電 機									
	JCR		R&I		S&P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	2.419	1.009	1.465	0.934	-1.767	1.127	-1.453	0.983	0.747
2002	2.260	1.021	1.375	0.995	-1.833	0.964	-1.322	1.029	0.913
2003	2.161	0.945	1.338	0.994	-1.807	1.046	-1.273	0.985	0.924
2004	2.264	0.911	1.285	0.967	-1.693	1.062	-1.072	1.011	0.916
2005	1.809	0.932	1.078	1.022	-1.572	1.021	-0.451	0.974	0.941

表4-7

エネルギー									
	JCR		R&I		S&P		Moody's		
	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	修正済 R^2
2001	1.380	0.855	1.155	0.949	-2.078	1.166	-1.106	1.050	0.971
2002	1.520	0.900	0.691	0.871	-1.978	1.199	-0.996	1.078	0.970
2003	1.435	0.927	0.793	0.908	-1.654	1.170	-1.472	1.014	0.955
2004	1.470	0.913	0.645	0.963	-1.616	1.194	-1.535	1.015	0.965
2005	1.481	0.962	0.570	0.993	-1.548	1.161	-1.414	0.952	0.960

運輸

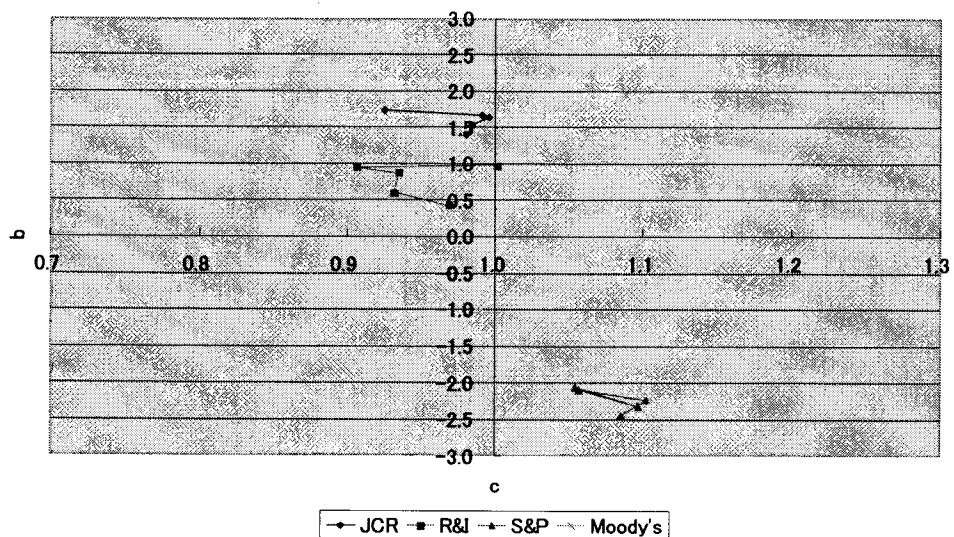


図4-1 視覚化された格付評価傾向（運輸業界）

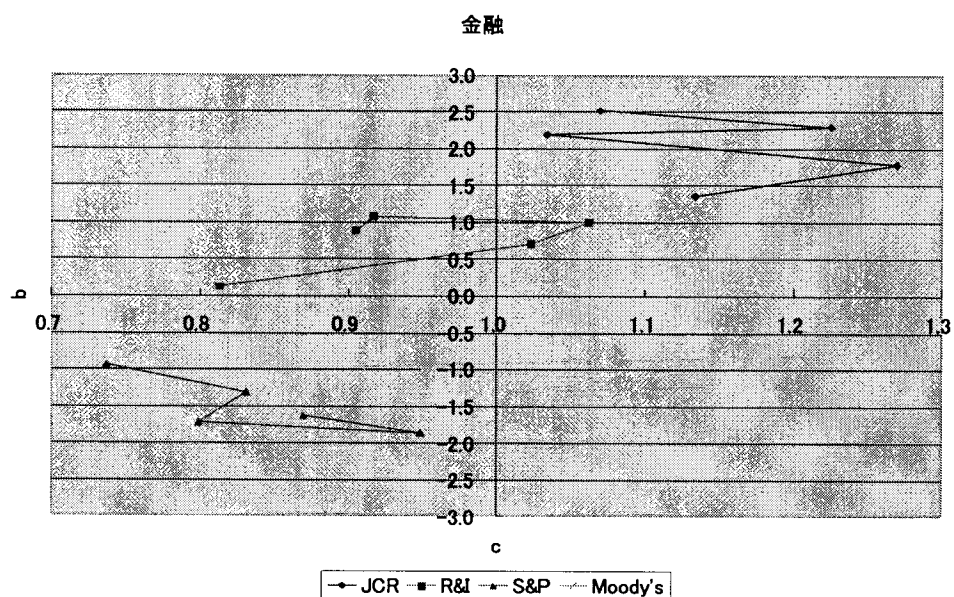


図 4 - 2 視覚化された格付評価傾向（金融業界）

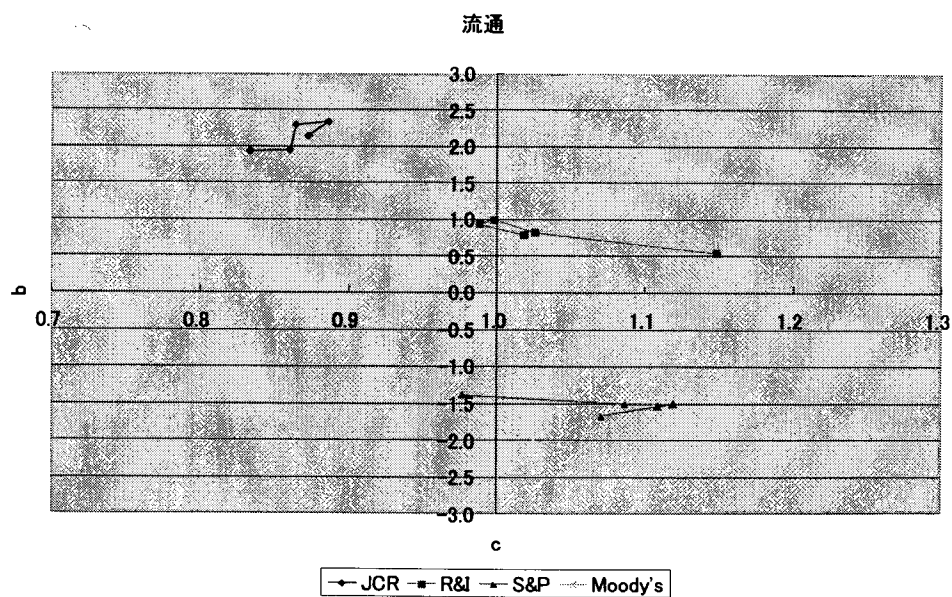


図 4 - 3 視覚化された格付評価傾向（流通業界）

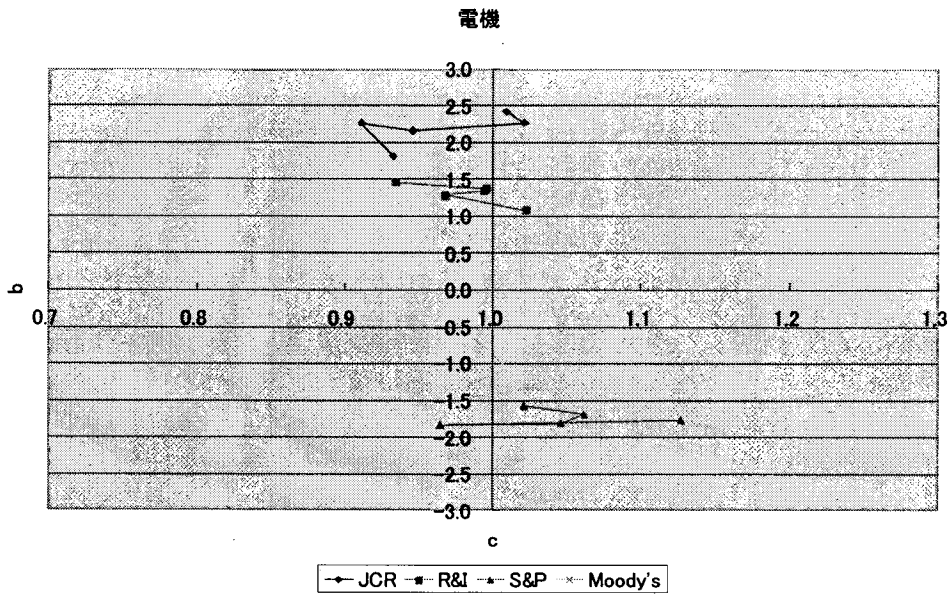


図4-4 視覚化された格付評価傾向（電機業界）

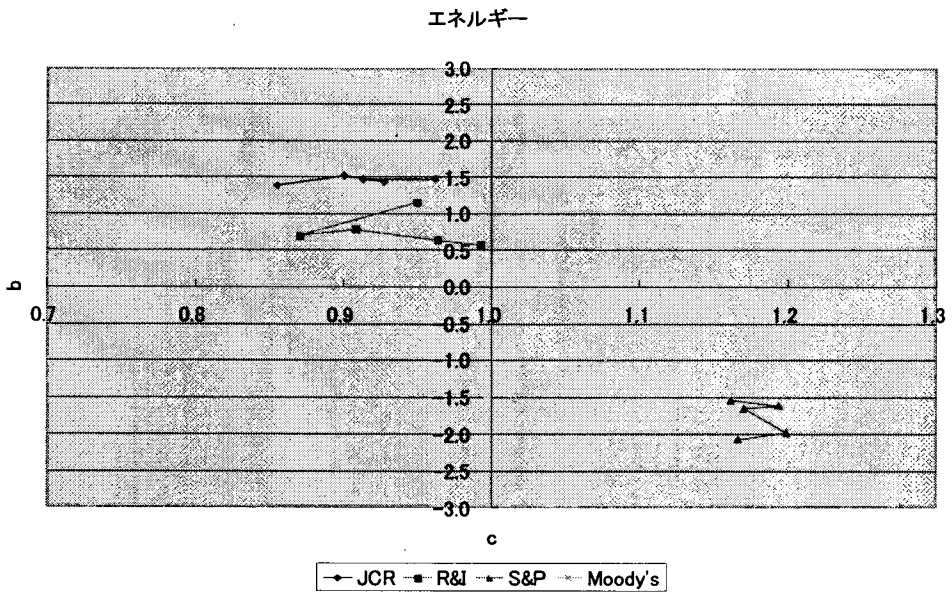


図4-5 視覚化された格付評価傾向（エネルギー業界）

第5章 おわりに

本研究は萩原(2006)において提示された、人事評価傾向定量化モデルの援用によって定量化・視覚化された格付機関による評価傾向について、業種間比較、時系列比較を試みた。そして、被評価企業の特性値と、格付機関の評価傾向を表す2種類のパラメータ(評価者の甘さ・辛さを表すパラメータ、評価の散らばりの大きさを表すパラメータ)に注目して、多くの事実を確認することが出来た。

まず、業種の影響を受けない一般的な傾向として、

- ・国内の格付機関は海外の格付機関に比べて上位の格付を付与する
- ・JCR、R&I、Moody's、S&Pの順に格付の水準は高い
- ・格付機関の評価傾向が平均化・同一化しつつあり、相互作用の可能性はある

を指摘した。次に業種の影響を受ける傾向として、

- ・金融業界においてのみ、全ての格付機関について評価傾向に大きな時系列的変動があり、格付情報の含意する内容を解釈することが他の業種に比べて困難である。
- ・評価傾向に時系列的変動が少ない業界、特に運輸業界の場合、格付機関ごとの相対的な位置関係が安定している。

を指摘した。さらにこれら2つの事実に基づいて、自社の信用リスクについて資金提供者から公正な評価を受けようとする企業は、常に複数の格付機関から依頼格付を取得しておくことは、金融業界の場合には有意義であるが、運輸業界の場合には意義は乏しいことを指摘した。

参考文献

- Cantor, R., and Packer, F., 1995, The Credit Rating Industry, The Journal of Fixed Income 5, 10-34,
Jewell, J., and Livingston, M., 1999, A Comparison of Bond Ratings from Moody's S&P and Fitch
IBCA, Financial Markets, Institutions and Instruments 8, 1-45,
Kish, R.J., Hogan, K.M., and Olson, G., 1999, Does the Market Perceive a Difference in Rating
Agencies?, Quarterly Review of Economics and Finance 39, 363-377,
Thompson, G.R., and Vaz, P., 1990, Dual Bond Ratings: A Test of the Certification Function of
Rating Agencies, The Financial Review 25, 457-471,
勝田英明 2004「市場から見た格付けの評価」経営財務研究 Vol.23 No.1
勝田英明、田中克明、俣野義則 2006「日米格付機関の格付決定要因の比較分析」2006 年度日本ファイ
ナンス学会全国大会予稿集
河口至商 1998「多変量解析入門Ⅰ」森北出版
萩原統宏 2006「格付情報の市場における評判の定量的比較方法に関する一考察」明大商学論叢 88 巻
2号 P.65-72
安川武彦、椿広計 1999「社債格付の決定要因に関する分析」『第67回日本統計学会講演報告集』、

P. 238-239

安川武彦 2005「格付けの決定要因の時点による変化に関する分析」『経営財務研究』第24巻2号、
P. 116-132

山下洋史 2000「人事情報管理のための評定傾向分析モデル」経林書房

(はぎわら もとひろ)